

¿HACIA LA CONSOLIDACIÓN POLÍTICA?
CAMBIOS EN LA «ESTRUCTURA DE OPORTUNIDADES
ELECTORALES» DE LAS MUJERES EN ARGENTINA
*Towards political consolidation? Changes in the women's
«Electoral opportunity structure» in Argentina*

Santiago M. ALLES
Pontificia Universidad Católica Argentina
✉ santiago.alles@gmail.com

BIBLID [1130-2887 (2007) 47, 123-154]
Fecha de recepción: marzo del 2007
Fecha de aceptación y versión final: septiembre del 2007

RESUMEN: El presente artículo tiene como objetivo determinar los cambios de la «estructura de oportunidades electorales» de las mujeres en Argentina a lo largo del período 1983-2005, para lo cual el trabajo va más allá de los análisis estáticos usuales y examina los elementos dinámicos del proceso. Desde la perspectiva institucional, la elección de mujeres está condicionada en primer lugar por las características del diseño electoral: la introducción de cuotas de género es reconocida por la literatura como un dispositivo clave para facilitar la elección de mujeres, pero su efectividad se ve condicionada por otros elementos del sistema electoral, tal como la magnitud de distritos, pero también por las características del sistema de partidos. Basado en un análisis estadístico multivariado, el artículo encuentra evidencia que sostiene que, tras un período donde la elección de mujeres se explica mediante factores político-institucionales, en las últimas elecciones los factores sistémicos pierden capacidad explicativa, aun cuando se controla el efecto de las variables socioeconómicas, lo que indica que la elección de mujeres se explica por factores no incluidos en el análisis, eventualmente partidarios o personales. Estos resultados sugieren que las cuotas han tenido efectos de largo alcance, haciendo posible la consolidación de la posición política de las mujeres.

Palabras clave: cuotas de género, diputadas, mujeres, estructura de oportunidades electorales, representación, Argentina.

ABSTRACT: This article has as main goal to know the changes suffered by the «electoral opportunity structure» of women in Argentina through the period 1983-2005, for which purpose

the work goes beyond usual static analyses and examine the dynamic elements of the process. From the institutional perspective, the election of women is conditioned at first for the features of the electoral design: the introduction of gender quotas is highlighted by the literature as a key device to make easy the election of women, but its effectiveness is conditioned by the other elements of the electoral system. Based on a multivariate statistical analysis, this article finds evidence that maintains that, after a period where the election of women is explained by political-institutional factors, in the last elections the systemic factors lost explanatory ability, even when the effect of socio-economic variables is kept under control, which points out that the election of women is explained by non included factors, eventually partisan or individual ones. These results suggest that the quotas have had long-range effects, making possible the consolidation of the political position of women.

Key words: gender quotas, deputies, women, electoral opportunity structure, representation, Argentina.

I. INTRODUCCIÓN¹

Tras la sanción, en 1991, de la «Ley de Cupos», los partidos políticos argentinos se vieron obligados a garantizar a las mujeres un porcentaje mínimo de plazas en las listas de candidatas para poder participar en elecciones nacionales. El efecto del régimen de cuotas fue un rápido incremento de la presencia femenina en las cámaras del Congreso argentino surgidas de la elección directa: las cuotas tuvieron un efecto inmediato en la Cámara de Diputados y, a partir de las elecciones de 2001, este efecto se extendió al Senado. El régimen de cuotas argentino constituyó entonces una innovadora forma de acción afirmativa dirigida a impulsar la representación de las mujeres dentro del recinto legislativo, cuyo ejemplo dio lugar a un «contagio» (Matland y Studlar, 1996) no sólo subnacional sino también regional.

El caso argentino es considerado una experiencia exitosa por su capacidad para incrementar la proporción de mujeres en el Congreso nacional, sólo comparable en América Latina con el caso costarricense. Ahora bien, ¿cuáles son los factores que explican el ingreso de mujeres en la Cámara de Diputados argentina? En un trabajo anterior (Alles, 2006), se explica la elección de mujeres diputadas en Argentina en el período 1983-2005 a partir de cuatro factores: 1) el uso de cuotas de género, 2) el transcurso

1. Quiero agradecer a Flavia Freidenberg por la dirección de la investigación que sustentó este trabajo y a Carlos Gervasoni e Ignacio Labaqui, que brindaron su asistencia en la elaboración estadística. Ignacio Labaqui, María Inés Tula, Carolina Delgado Sahagún, María Fernanda Arcardini, Araceli Mateos Díaz y Agustín Ferraro leyeron versiones previas y aportaron sus comentarios, objeciones y sugerencias. Mark Jones, Pam Paxton, Michelle Taylor-Robinson y José Enrique Molina gentilmente me enviaron material bibliográfico por correo electrónico y postal. Alberto Di Peco (Dirección de Información Parlamentaria) y Marta Valle y Diana Quiodo (Dirección Nacional Electoral) me facilitaron el acceso a los registros de la Cámara de Diputados de la Nación y del Ministerio del Interior, respectivamente. Dos evaluadores anónimos de *América Latina Hoy*, *Revista de Ciencias Sociales* realizaron útiles y consistentes comentarios, los cuales fueron tenidos en cuenta para la elaboración de la versión final del artículo. A todos ellos agradezco su ayuda.

del tiempo, 3) la magnitud de distritos y 4) el nivel de fragmentación del sistema de partidos en el distrito. No obstante, a lo largo de estos veintidós años, ¿ha cambiado el impacto de estas variables como factores explicativos de la elección de mujeres? El objetivo principal de este trabajo será ir más allá de los análisis estáticos, que ven a las cuotas como un «salto» abrupto y analizar los elementos dinámicos del proceso a fin de verificar si a lo largo del tiempo ha cambiado la «estructura de oportunidades electorales» (Matland y Studlar, 1998) de las mujeres.

La literatura (Paxton, 1997; Paxton y Kunovich, 2003; Kenworthy y Malami, 1999, entre otros) ha ensayado tres explicaciones básicas de la elección de mujeres: una sociológico-estructural, otra político-institucional y una tercera cultural. Según la evidencia recogida en trabajos anteriores (Alles, 2006), la elección de mujeres diputadas en Argentina se explica por factores político-institucionales, aun cuando se controla el efecto de los factores socioeconómicos. Este trabajo sigue la misma línea de investigación, analizando los efectos que los factores sistémicos (político-institucionales y socioeconómicos) tienen sobre la estructura de oportunidades electorales de las mujeres.

Las elecciones legislativas argentinas, dada su organización en distritos, permiten construir la base empírica necesaria para recurrir a un análisis multivariado: la unidad de análisis de este trabajo serán las provincias argentinas en el período 1983-2005 y la unidad de observación serán las elecciones de diputados nacionales; los miembros del Senado no fueron seleccionados mediante elecciones directas sino hasta 2001, por lo cual reúne pocos casos y no fue incluido en el presente análisis. Tras la apertura democrática, ocurrida en 1983, se llevaron a cabo doce elecciones para cargos legislativos nacionales, siete de las cuales ocurrieron bajo la aplicación de la «Ley de Cupos», lo cual provee una base empírica única en la región al momento de evaluar la efectividad de un régimen de cuotas.

Anteriores trabajos sobre representación de género y leyes de cuotas han utilizado datos nacionales para efectuar análisis comparados, no sólo en América Latina sino también en otros estudios más amplios. No obstante, tal como indica Cox (1997: 30), este tipo de enfoques presenta cierto grado de incompatibilidad entre teoría y evidencia: mientras la teoría electoral está elaborada a partir del distrito, los datos con los que se cuenta son principalmente del plano nacional. Si la relevancia del caso de estudio radica en su carácter «exitoso», la relevancia de la estrategia de abordaje está dada por el rol crucial que, en la teoría, ocupan los distritos.

El enfoque dado a este trabajo se diferencia del utilizado en la mayor parte de las investigaciones anteriores sobre representación de mujeres en el caso argentino. Primero, algunos trabajos han puesto el foco sobre el concepto de «representación» (Archenti, 2000 y 2003; Levín, 2003) y la vida parlamentaria (Marx *et al.*, 2007), sin embargo aquí la mirada estará puesta sobre el momento electoral. A su vez, otros trabajos han presentado descripciones generales sobre los logros de la «Ley de Cupos» como acción afirmativa (Archenti, 2002; Libertino, 2003; Tula, 2002 y 2003), incluso en clave comparada (Gray, 2003; Jiménez Polanco, 1999 y 2000; Marx *et al.*, 2007), pero en ninguno de estos casos se ha intentado aislar el efecto de los factores implicados. Por otra parte, un trabajo reciente analiza la reducción en la eficacia de las cuotas por

el uso de listas abiertas (Archenti y Tula, 2005), pero se trata de un estudio sobre elecciones municipales en una provincia muy pequeña (Tierra del Fuego). Piscopo (2006) realiza un trabajo exploratorio sobre la influencia de la vida partidaria en la nominación de mujeres, donde pocos trabajos habían intentado avanzar, pero no examina la relación de la arena partidaria y la competencia electoral.

Por último, algunas investigaciones también han analizado los cambios en la jurisprudencia (Lázaro, 2003), sin embargo, han prescindido de cualquier otro tipo de evidencia empírica. Por el contrario, sólo dos trabajos han abordado un análisis multivariado comparable: Jones (1998) analiza elecciones de legisladores provinciales en un período relativamente breve (1991-1995); y Alles (2006) analiza la elección de legisladores nacionales para un período más extenso (1983-2005), pero toma todas las elecciones en conjunto, sin discutir posibles variaciones en los factores explicativos a lo largo del tiempo. Marx *et al.*, (2007) analizan cómo perciben las legisladoras la competencia política comparando los Congresos argentino y brasileño a partir de entrevistas en profundidad; contrastar sus hallazgos con los resultados de análisis cuantitativos puede ser en el futuro un ejercicio de «triangulación metodológica» enriquecedor.

Las fuentes utilizadas para la realización de este trabajo son, principalmente, diferentes tipos de documentos oficiales. Primero, se ha recurrido a los registros de la Dirección de Información Parlamentaria (DIP), de la Cámara de Diputados de la Nación, para conformar una base de legisladores, lo cual ha permitido no sólo saber cuántas mujeres fueron electas diputadas nacionales en cada distrito en cada elección, sino también incorporar en el análisis el impacto de la reelección de legisladores; esta información ha sido cruzada con los registros de la Dirección Nacional Electoral (DNE), para controlar posibles fallas en los registros. Segundo, se ha utilizado la información electoral provista por la DNE para caracterizar la competencia partidista en cada provincia, tanto por la cantidad de plazas en disputa como por la fragmentación del sistema de partidos. Tercero, para establecer el nivel de desarrollo relativo se ha recurrido a información censal provista por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) y a información sanitaria publicada por la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (Ministerio de Salud). A partir de estos datos, se ha elaborado una base de datos conformada por 287 casos.

En lo que se refiere a la estrategia de abordaje, se ha recurrido a métodos de análisis multivariado, a fin de controlar el efecto los factores en juego. Si bien entre los factores institucionales se destaca la «Ley de Cupos» (Ley n.º 24.012)², entre la aplicación de las cuotas y la selección opera una compleja red de factores que pueden favorecer u obstaculizar su efectividad. Se ha recurrido a modelos de regresión lineal múltiple por mínimos cuadrados ordinarios (*Ordinary Least Squares Regression*, OLS): las

2. La «Ley de Cupos» argentina fue peculiar por su innovación como forma de acción afirmativa y, si bien inicialmente estaba vigente sólo a nivel nacional, pronto se difundió a los niveles provincial y municipal (M. LUBERTINO, 2003); a la vez, su ejemplo fue replicado por una decena de países latinoamericanos (M. JONES, 2000; M. HTUN y M. JONES, 2002). Para un sumario y balance de las cuotas en Argentina, véase M. I. TULA, 2003 o J. Marx *et al.*, 2007, entre otros.

regresiones tienen la ventaja de someter a prueba numerosas variables independientes, controlando su efecto y ponderando su peso.

La organización de este trabajo es la siguiente. El próximo apartado presenta una breve aproximación teórica a la estructura de oportunidades electorales de las mujeres. Luego se presenta el diseño de la investigación, tras lo cual se expone la evidencia recogida. Por último, se concluye con una discusión teórica sobre las implicancias que se presume que esta investigación puede tener para el conocimiento del problema analizado.

II. APROXIMACIÓN TEÓRICA: ESTRUCTURA DE OPORTUNIDADES ELECTORALES

La elección de mujeres es producto de un complejo entramado político en el cual, tras sucesivas etapas, un número reducido de ciudadanos es seleccionado para representar a la sociedad en su conjunto. Algunos años atrás, Norris y Lovenduski presentaron una sencilla matriz (citada en numerosos trabajos posteriores, véase: Norris, 2004: 183; Matland, 1998a: 111-120; Ballington y Matland, 2004: 3; Matland y Montgomery, 2003: 21; MacKay, 2004: 102-103; entre otros) en la cual quedan «estilizadas» las etapas que debe superar cualquier ciudadano para ser elegido legislador.

Según resume MacKay (2004:102-103), el modelo de Norris y Lovenduski presenta tres tipos de factores: 1) sistémicos, que incluyen desde el diseño de las instituciones políticas hasta las estructuras sociales y las notas específicas de la cultura política local; 2) partidarios, tales como la organización de los partidos políticos, sus reglas y prácticas de selección de candidatos, su ideología o la fortaleza interna de los grupos de mujeres; y 3) individuales, entre los cuales cabe mencionar los recursos (sociales, políticos, económicos, humanos), la ambición y los constreñimientos de las potenciales candidatas. En esta línea, tomando el concepto de Matland y Studlar (1998), la «estructura de oportunidades electorales» es el conjunto de factores externos a los individuos que afectan sus posibilidades de alcanzar cargos electivos, tanto partidarios como sistémicos (contexto político y contexto social).

El contexto partidario se refiere a las condiciones internas de los partidos, tales como ideología, grado de centralización de la estructura partidaria, mecanismos de selección de candidatos, entre otros. No caben dudas de que se trata de una arena político-electoral crucial en la medida que en ella se resuelve la composición de las listas de candidatos. Sin embargo, la literatura usualmente se ha centrado sobre los factores sistémicos y ha visto a los partidos como agentes racionales que se adaptan a las condiciones de la arena electoral. La teoría asume que los partidos «en democracias representativas son esencialmente maximizadores de votos (*vote-maximizers*) buscando cargos en el mercado electoral» (Norris, 2004: 9) y, en consecuencia, responden a los estímulos de las reglas de juego (contexto político) y receptan las demandas sociales (contexto social).

Algunos pocos trabajos han intentado medir si el éxito de determinados partidos (por lo general, de centro-izquierda) tiene efectos positivos sobre la elección de mujeres (Matland, 1993; Matland y Studlar, 1998; Schmidt y Saunders, 2004; Jones, 2004)

o, en muy infrecuentes ocasiones, han incursionado en los efectos de los procesos de selección de candidatos sobre la carrera política de las mujeres (Piscopo, 2006), no obstante lo cual se puede afirmar que el contexto partidario ha sido claramente el factor menos estudiado en la literatura³. El presente trabajo se focaliza sólo en factores sistémicos.

Las explicaciones sistémicas pueden reunirse en tres grupos, según hagan hincapié en el contexto político-institucional, socioeconómico o ideológico-cultural. Desde la perspectiva institucional, iniciada en la tradición de Duverger (1955), la elección de mujeres está condicionada principalmente por las características del diseño electoral. Numerosos trabajos precedentes han destacado, dentro del entramado institucional, la introducción de mecanismos de cuotas de género como un dispositivo electoral principal para facilitar la elección de mujeres (Matland, 1998a; Norris, 2004; Htun, 2002; Htun y Jones, 2002; Peschard, 2002; Jones, 1998; 2000 y 2004; Dahlerup, 1998 y 2003; Alles, 2006), pero también destacan cómo otros elementos del sistema electoral pueden ser relevantes para potenciar (o atenuar) sus efectos: cuando la competencia electoral se rige bajo reglas mayoritarias (Rule, 1987; Matland, 1998a y 1998b; Kenworthy y Malami, 1999; Norris, 2004 y 1985; Reynolds, 1999; Paxton, 1997; Paxton y Kunovich; 2003), cuando se desarrolla en distritos de pequeña magnitud (Matland, 1993; Matland y Taylor, 1997; Jones, 1998; Htun y Jones, 2002; Alles, 2006; Darcy *et al.*, 1987; King, 2002; Norris, 1985; Rule, 1981 y 1987)⁴, o cuando la lista no es cerrada (Matland, 1998a; Peschard, 2002; Jones, 1997 y 2000; Archenti y

3. El control de los efectos partidarios sobre la elección de mujeres presenta dificultades tanto teóricas como empíricas. Por un lado, los partidos argentinos no ocupan posiciones fijas en un arco izquierda-derecha *downsonian* convencional, sino que muestran una alta volatilidad a lo largo del tiempo. Por lo cual, mientras la literatura supone que los partidos ubicados desde el centro hacia la izquierda tienen una disposición más favorable hacia las mujeres, los partidos argentinos pueden alternar sus posiciones en la izquierda o la derecha del arco en diferentes períodos. En consecuencia, la interpretación de los resultados sería tanto *cuestionable* como también muy difícil de conectar con la literatura sobre la materia. A su vez, las características del sistema electoral y las prácticas políticas desarrolladas por los partidos argentinos implican especiales dificultades de medición. Dada la organización electoral en distritos, los partidos gozan de una gran flexibilidad para adaptarse a cada arena electoral, pudiendo coaligarse con un partido en un distrito y competir contra él en otro, al punto que, en tres distritos, pueden tres partidos conformar tres coaliciones diferentes. Por ejemplo: Distrito #1, A + B vs. C; Distrito #2, A vs. B + C y Distrito #3, A + C vs. B. Esta configuración de alianzas *cruzadas* se ha registrado con mayor frecuencia a partir de la creciente «desnacionalización» del sistema de partidos registrada en los últimos años, por lo cual los problemas de medición se tornan muy significativos.

4. La evidencia parece dar sustento al efecto de la magnitud de distritos bajo sistemas proporcionales para lograr una mayor presencia femenina (R. MATLAND, 1993; M. JONES, 2000; M. HTUN y M. JONES, 2002), aunque bajo sistemas mayoritarios la evidencia es mixta: mientras S. WELCH y D. STUDLAR (1990) y L. RICHARDSON y C. COOPER (2003) encuentran efectos muy débiles, R. DARCY *et al.* (1985) y J. KING (2002) comprueban, mediante un abordaje longitudinal, que el reemplazo de distritos plurinominales por distritos uninominales están asociados con una caída desproporcionada en la proporción de mujeres electas e, inversamente, el tránsito hacia distritos plurinominales está asociado con un incremento desproporcionado de la elección de mujeres legisladoras.

Tula, 2005), el acceso de mujeres a puestos electivos podría verse significativamente disminuido.

No obstante, algunos de tales factores (por ejemplo, la fórmula electoral, el tipo de listas) han permanecido constantes en todas las elecciones del período analizado, por lo cual no podrán ser sometidos a prueba en este trabajo. A la vez, las características de la contienda política pueden hipotéticamente potenciar o atenuar los efectos del diseño institucional, como ser el grado de fragmentación del sistema de partidos en el distrito (Matland, 1993; Matland y Taylor, 1997; Alles, 2006) o la proporción de legisladores reelectos (Schwindt-Bayer, 2005; Welch y Studlar, 1990; Rule, 1987; Norris, 1993; Darcy *et al.*, 1987; Matland y Studlar, 1998).

El contexto social se refiere globalmente tanto a las características estructurales de la sociedad como a la cultura política, valores sociales y actitudes. Por un lado, desde una perspectiva «modernizadora», las características estructurales de la sociedad están relacionadas con los modos de vida y organización políticas, económicas y sociales. Del lado de la oferta, la presencia de una masa crítica de mujeres educadas, activas en el mercado laboral, insertas en redes profesionales y con autonomía personal se adapta mejor al perfil que los partidos buscan para sus listas de candidatos y, en consecuencia, está mejor dotada para pelear por esas plazas. Y, del lado de la demanda, sociedades más educadas y urbanizadas constituyen electorados más propensos a considerar la igualdad de género como un valor en sí y a votar por mujeres para cargos públicos. En suma, se sostiene que el desarrollo erosiona los patrones tradicionales de comportamiento social y modifica el rol de la mujer, abriendo un terreno más propicio para su participación en política. Una importante porción de la literatura (Matland, 1998b; Inglehart y Norris, 2003; Inglehart *et al.*, 2002; Norris e Inglehart, 2000; Paxton y Kunovich, 2003; Forsythe *et al.*, 2000; Rule, 1981 y 1987) predice una mayor presencia de mujeres en cargos políticos a medida que la sociedad presenta mayores niveles de modernización.

Por otra parte, una cultura política más receptiva a la participación de la mujer en la vida pública puede facilitar su acceso a cargos políticos, o por el contrario una cultura política más resistente puede tener efectos «retardatarios». Los investigadores por lo general han usado indicadores *proxy* para medir el factor cultural, como por ejemplo la religión históricamente predominante, o también han intentado controlar un factor regional (Paxton, 1997; Kenworthy y Malami, 1999; Reynolds, 1999). Más recientemente Norris e Inglehart (2000 y 2001) y Paxton y Kunovich (2003) han operacionalizado el factor cultural como las actitudes predominantes hacia la mujer en la política, gracias a las sucesivas olas de la Encuesta Mundial de Valores (*World Values Survey*, WVS). No obstante, información comparable a la utilizada por estos últimos trabajos no está disponible para hacer comparaciones entre las provincias argentinas, ni tampoco parece útil recurrir a indicadores *proxy* dada la homogeneidad de la herencia histórica entre las provincias argentinas, motivos por los cuales se ha optado por prescindir de esta perspectiva cultural. Tanto los escasos resultados obtenidos por Matland y Studlar (1998), como también la significativa ausencia de tal factor en casi todos los trabajos basados en información distrital ejemplifican estas dificultades para medir la cultura

política en un caso nacional⁵. En definitiva, el foco central de este trabajo será analizar los cambios que, a lo largo del período 1983-2005, han ocurrido en la «estructura de oportunidades electorales» de las mujeres.

III. DATOS Y DISEÑO DE INVESTIGACIÓN

Anteriores trabajos sobre elección de diputadas en América Latina han utilizado datos nacionales para efectuar análisis comparados de casos latinoamericanos (Bareiro *et al.*, 2004; Jones, 2000; Matland, 1998a; Htun, 2002), al igual que numerosos trabajos sobre otras regiones (Lindberg, 2004; Moser, 2001), o también en estudios más amplios con muestras que incluyen países desarrollados y/o en desarrollo (Rule, 1981 y 1987; Norris, 2004; Inglehart *et al.*, 2002, Norris e Inglehart, 2000 y 2001; Kenworthy y Malami, 1999; Paxton, 1997; Paxton y Kunovich, 2003; Dahlerup y Freidenvall, 2005).

Por el contrario, King, Keohane y Verba (1994) sugieren utilizar unidades subnacionales y divisiones de tiempo para multiplicar el número de observaciones dentro de un mismo país cuando la teoría se aplica a unidades que pueden ser desagregadas. En esta línea, otros trabajos (en realidad, la minoría) han recurrido a información por distrito para estudiar el acceso de mujeres a cuerpos de representación, tanto en casos latinoamericanos (Jones, 1998 y Alles, 2006 sobre Argentina; Jones, 2004 y Matland y Taylor, 1997 sobre Costa Rica; Jones y Navia, 1999 sobre Chile; Schmidt y Saunders, 2004 sobre Perú), como también en trabajos sobre países desarrollados (Welch y Studlar, 1990; Matland, 1993; Matland y Studlar, 1996 y 1998). Las elecciones legislativas argentinas, dada su organización en distritos, permiten recurrir a esta estrategia y construir la base empírica necesaria para recurrir a un análisis multivariado. Al igual que en estos trabajos, la estrategia de abordaje utilizada en esta investigación para explicar la elección de mujeres ha sido tomar a los distritos electorales (provincias) que componen el distrito nacional como unidades de análisis y las elecciones de diputados nacionales como unidad de observación.

La organización por distritos de las elecciones argentinas significa que toda la competencia partidista se resuelve en cada una de las provincias, con total independencia de lo que ocurre en las demás. Trabajos anteriores (Molina, 2000; Nohlen, 1994;

5. Véase S. WELCH y D. STUDLAR, 1990; R. MATLAND, 1993; R. MATLAND y D. STUDLAR, 1996; M. JONES, 1998 y 2004; M. JONES y P. NAVIA, 1999; R. MATLAND y TAYLOR, 1997; S. ALLES, 2006; G. SCHMIDT y K. SAUNDERS, 2004. Hay pocos ejemplos de uso de indicadores *proxy* para medir diferencias culturales dentro de un mismo país. R. MATLAND y D. STUDLAR (1998) analizan el caso canadiense y recurren a una variable *dummy* regional para aislar un conjunto de provincias consideradas culturalmente más conservadoras, pero tampoco obtienen resultados satisfactorios. R. MATLAND y D. STUDLAR (1998: 136) concluyen: «Cultural arguments, however, should be approached with caution. Our multivariate analysis shows that previous claims of a distinctive Atlantic political culture antipathetic to women's representation were exaggerated. Political culture may be significant, but it needs to be carefully specified, and testing of other explanations should be exhaustive before political culture is invoked».

entre otros) clasifican los distritos electorales plurinominales en tres grupos según su magnitud: pequeños, entre dos y cinco bancas; medianos, entre seis y diez bancas; y grandes, con más de diez bancas. Dado el mecanismo de renovación parcial del Congreso argentino⁶, la mayor parte de los comicios que componen la base de datos ocurrieron en distritos pequeños (79,8%) y sólo una quinta parte en distritos medianos o grandes (11,1% y 9,1%, respectivamente) (Tabla I). La base de datos construida para este trabajo reúne una docena de elecciones de diputados realizadas en 24 distritos, salvo una realizada en sólo 23 distritos (1987). Esto significa una base de datos que reúne un total de 287 casos.

TABLA I. CANTIDAD DE ELECCIONES, SEGÚN CANTIDAD DE BANCAS EN DISPUTA POR DISTRITO. CÁMARA DE DIPUTADOS. ARGENTINA, 1983-2005

Magnitud	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje acumulado
Pequeña (2 a 5 bancas)	229	79,8	79,8
Mediana (6 a 10 bancas)	32	11,1	90,9
Grande (11 y más bancas)	26	9,1	100,0
Total	287	100,0	—

Fuente: Elaboración propia a partir de datos oficiales. Ministerio del Interior, información disponible *on-line*.

III.1. Variable dependiente

Dados los objetivos de este trabajo, la variable dependiente será la proporción de mujeres electas legisladoras por distrito electoral; este procedimiento ha sido utilizado en muchos otros trabajos (por ejemplo Jones, 1998 y 2000; Paxton, 1997; Paxton y Kunovich, 2003; Schmidt y Saunders, 2004; Matland, 1998a; Archenti y Tula, 2005; Htun, 2002; Bareiro *et al.*, 2004; entre otros) para medir la participación de las mujeres en las legislaturas.

6. La renovación de la Cámara de Diputados ocurre por mitades cada dos años. «Los diputados durarán en su representación por cuatro años, y son reelegibles; pero la sala se renovará por mitad cada bienio» (Constitución Nacional, arts. 50 y 56). J. MARX *et al.* (2007) analizan la evolución en la composición total de las Cámaras, lo cual puede ser una estrategia viable en casos en que el órgano se renueva en su totalidad en cada elección, lo que en América Latina es la situación más frecuente. Sin embargo, dado el mecanismo de renovación parcial del Congreso argentino, esta estrategia implica *arrastrar* viejos resultados y, en alguna medida, una *doble contabilidad*: por ejemplo, la composición de la Cámara de Diputados tras las elecciones legislativas de 1993, reflejaba también los resultados de los comicios de 1991 e, incluso, los recambios ocurridos durante el período por motivos *no-electorales* (renuncias, fallecimientos, etc.).

III.2. Factores político-institucionales

A lo largo del período, la elección de diputados ha sido realizada mediante un sistema de representación proporcional con listas cerradas, con un bajo umbral formal (3%) y en la que se usa el sistema *D'Hont* como mecanismo de asignación de plazas. A efectos de medir el impacto del diseño institucional sobre el acceso de mujeres se han elaborado algunos indicadores.

a) Cuotas de género. Variable *dummy* para diferenciar las elecciones realizadas bajo el régimen de cuotas, de aquellas que antecedieron a la vigencia de la «Ley de Cupos»⁷.

b) Tiempo. Cantidad de años transcurridos desde la sanción de la ley. Dado que la ley se aplicó por primera vez dos años después de su sanción, arbitrariamente se consideró: 1993=2. Fue elaborada para verificar si los resultados logrados por el régimen han sido «mecánicos» o si se han profundizado en las etapas posteriores al momento inicial.

c) Magnitud. Cantidad de bancas en disputa en el distrito en cada ocasión y ha sido especificada como dos variables *dummy*: 1) distritos binominales (M=2) y 2) distritos grandes (M>9).

d) Fragmentación. Para medir el grado de fragmentación del sistema de partidos en el distrito se recurrió al logaritmo natural del «número efectivo de partidos» parlamentario (Laakso y Taagepera, 1979)⁸.

e) Ocupantes. Número de legisladores que efectivamente obtuvieron su reelección (es decir, sólo los candidatos «ocupantes» electos)⁹. Se ha considerado como reelecto a todo aquel legislador que: 1) es elegido como titular sin importar si luego es reemplazado y 2) ocupaba una banca al momento de la elección, sin importar si era titular o suplente.

La elección de diputados (y también de senadores) ha utilizado las mismas reglas a lo largo de todo el período, salvo por la introducción de las cuotas. Por ese motivo, otros

7. En un trabajo reciente (G. SCHMIDT y K. SAUNDERS, 2004), los investigadores también elaboraron una variable para medir la «cuota efectiva» (*effective quota*). Por ejemplo, si la cuota formal exige un 30% de mujeres en la lista de candidatos (como en el caso argentino), en un distrito binominal (M=2) la cuota efectiva o real será de un 50%. La evidencia hallada por G. SCHMIDT y K. SAUNDERS (2004) en su análisis de las elecciones municipales en Perú, sugiere tener en cuenta esta variable en futuros trabajos comparados.

8. Esta medida supone que los líderes partidarios saben anticiparse relativamente bien a los resultados electorales; en otros trabajos (por ejemplo, M. JONES, 2004) también se afirma que los líderes partidarios se anticipan a los resultados, ponderando los resultados logrados en la anterior elección y la popularidad que perciben al momento de formar las listas.

9. La DNE electoral conserva registros completos de las listas de candidatos a partir de mediados de la década pasada y para el período anterior sólo existen registros fragmentados. Dada la ausencia de información comparable sobre composición de listas de candidatos, resulta imposible saber efectivamente cuántos candidatos eran diputados nacionales al momento de la elección. Agradezco profundamente a Marta Valle y Diana Quiodo (DNE) por su ayuda. Sobre la dificultad de obtener este tipo de datos en América Latina ya han llamado la atención estudios anteriores: véase por ejemplo L. BAREIRO *et al.* (2004: 54).

factores institucionales se han mantenido invariables a lo largo del período, tales como: 1) representación proporcional, 2) uso de listas cerradas y bloqueadas (llamadas «listas sábanas» en la jerga política local), 3) el umbral electoral y 4) las características del régimen de cuotas. Estos factores «constantes», a pesar de que muchas veces han sido mencionados en las afirmaciones del saber convencional, no pudieron incluirse en el análisis.

III.3. Factores socioeconómicos

A fin de ponderar el impacto de factores socioeconómicos, fueron elaboradas dos variables de control, para medir el nivel de desarrollo y la participación de las mujeres en el mercado de trabajo.

a) Nivel de desarrollo. Ha sido operacionalizado a través de un «Índice de Desarrollo» formado por cuatro indicadores: mortalidad infantil, urbanización, educación, y fecundidad¹⁰. No parece haber controversia posible sobre la relevancia teórica de los indicadores seleccionados: ante mayores niveles de desarrollo relativo es esperable una población más urbana, más educada, con menor mortalidad en la infancia y con menos hijos por mujer. Las correlaciones entre estos indicadores presentan coeficientes sólidos ($0,60 < r < 0,83$) y altamente significativos ($p < 0,001$) (Tabla AI, en Apéndice). A su vez, estos indicadores presentan ventajas operativas, por su comparabilidad a través de un largo período de tiempo y por la disponibilidad de registros coherentes para todos los distritos¹¹.

b) Mercado laboral. Tasa específica (o refinada) de actividad para mujeres, la cual es definida por INDEC (1991: 552) como el porcentaje de las mujeres económicamente activas (ocupadas y desocupadas) de 14 años y más respecto al total de mujeres de tal franja de edad¹². Dado que la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) sólo mide un conjunto de ciudades, se recurrió nuevamente a información de tipo censal¹³.

10. Para una explicación más detallada de la construcción del Índice, véase el «Apéndice» al final.

11. Una herramienta alternativa para medir la «modernización social» es el Índice de Desarrollo Humano elaborado con regularidad por el PNUD. El Programa ha elaborado un IDH desagregado a nivel provincial para la Argentina, basado en datos de la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC, por lo cual la metodología y la representatividad de las muestras utilizadas son homogéneas a través de las distintas jurisdicciones, asegurando la comparabilidad tanto inter-temporal como inter-jurisdiccional de la información (véase PNUD, 2005). Sin embargo, en este caso, no es posible recurrir al mencionado IDH porque: 1) no existe un índice que abarque el período de veinte años cubierto por el presente trabajo; y 2) en caso que tal índice fuera elaborado retrospectivamente en base a la información recabada en el pasado, la Encuesta Permanente de Hogares sólo revela grandes aglomerados urbanos, por lo cual implicaría un problema de comparabilidad atribuir a la provincia (distrito) una muestra sólo representativa de una localidad de tal provincia. Agradezco por la sugerencia a un evaluador anónimo de ALH.

12. Los resultados no presentaban diferencias sustantivas si la variable se operacionalizaba como el logaritmo natural de la tasa de actividad.

13. De igual forma que al medir otros indicadores (urbanización, analfabetismo, fecundidad), se proyectaron linealmente los valores intercensales y, para los años posteriores al último censo, se utilizó el último valor disponible.

IV. EVIDENCIA: DESEMPEÑO DEL CASO ARGENTINO (1983-2005)

IV.1. Análisis estático

La literatura señala el uso de cuotas de género como el factor más importante para potenciar la elección de mujeres. Si se compara la proporción de mujeres electas en las primeras cinco elecciones (pre-cuotas) frente a las últimas siete (con cuotas), el contraste resulta evidente: puede observarse una fuerte caída de los distritos con muy baja elección de mujeres (hasta 15,0%) y un sensible incremento del número de distritos con proporciones medias y altas (25,1% y más). Tal como puede observarse (Tabla II), la introducción de cuotas ha presentado una fuerte asociación con la elección de mujeres diputadas¹⁴.

TABLA II. PROPORCIÓN DE MUJERES ELECTAS POR DISTRITO ELECTORAL, SEGÚN USO DE CUOTAS DE GÉNERO. CÁMARA DE DIPUTADOS, 1983-2005

Proporción de mujeres electas en el distrito	Uso de cuotas de género		Diferencia porcentual	Total
	No	Sí		
Muy baja (hasta 15,0%)	84,0	24,4	-59,6	49,1
Baja (15,1%-25,0%)	6,7	16,1	9,4	12,2
Media (25,1%-35,0%)	7,6	37,5	29,9	25,1
Alta (35,1% y más)	1,7	22,0	20,3	13,2
Total	100,0	100,0	—	100,0
	(119)	(168)	—	(287)

Fuente: Elaboración propia a partir de datos oficiales. Dirección de Información Parlamentaria (HCDN).

Los resultados de las regresiones lineales (Tabla III) presentan sólida evidencia en la misma dirección. En el primer modelo [Modelo #1], controlado el efecto de los factores socioeconómicos (nivel de desarrollo y tasa de actividad para mujeres), los factores político-institucionales presentan un impacto sólido, con una alta significación estadística¹⁵:

a) Las cuotas aportan un incremento de 10,2% en el acceso de mujeres, que duplica al logro regional promedio cercano al 5% (Htun y Jones, 2002), a lo cual hay que sumar un *plus* de 1,2% por cada año transcurrido desde la sanción de la «Ley de Cupos» en 1991.

b) La magnitud de los distritos y la fragmentación del sistema de partidos tienen un sólido y significativo efecto sobre la elección de mujeres. Primero, en los distritos

14. En el período 1983-1991 fueron electas 35 mujeres sobre un total de 765 diputados (4,97%), mientras que en el segundo período ocuparon bancas unas 259 mujeres sobre un total de 898 diputados electos (28,84%).

15. Para un análisis más detallado del efecto estático de estos factores sobre la elección de mujeres diputadas, véase S. ALLES, 2006).

más pequeños (binomiales), las probabilidades de que un partido obtenga más de una banca son muy escasas, resultado de lo cual el juego «simula» ser una competencia mayoritaria al momento de la nominación de candidatos. Segundo, tal como se esperaba, los distritos grandes (con diez o más bancas) facilitan las oportunidades electorales de las mujeres. Y, tercero, el número efectivo de partidos parlamentarios (NEPp) tiene un efecto negativo sobre la elección de mujeres, aunque los resultados sugieren que la importancia de la fragmentación tiende a declinar: para las oportunidades de las mujeres es más gravoso el tránsito de un sistema donde un partido dominante concentra el grueso de las bancas a otro donde las bancas se reparten en forma más equitativa ($NEPp < 2$ a $NEPp \approx 2$), que el paso desde un sistema con «dos partidos y medio» hacia otro más fragmentado ($NEPp \approx 2,5$ a $NEPp > 2,5$); este resultado es coherente con lo afirmado por otros trabajos (Matland y Taylor, 1997).

c) La proporción de legisladores reelectos, si bien presenta una relación en el sentido esperado (negativo), la variable no tiene significación alguna.

Por el contrario, los factores socioeconómicos presentan efectos estadísticamente poco significativos, pero aun más importante, el Índice de Desarrollo se presenta con sentido contrario al esperado. Este modelo explica el 42,7% de la variación¹⁶.

La situación de los factores socioeconómicos es llamativa, de acuerdo a las expectativas sugeridas por la teoría. La irrelevancia de las explicaciones estructurales no parece posible atribuirla a un problema de multicolinealidad entre ambos factores socioeconómicos, porque en los modelos [no incluidos] en donde sólo se controla uno de ellos, los resultados no difieren: 1) en su capacidad explicativa; 2) ni sustantivamente en su significación estadística; 3) ni tampoco el Índice de Desarrollo presenta «signo positivo». Sin embargo, a fin de despejar cualquier duda sobre un eventual problema de multicolinealidad entre tales variables, se elaboró un segundo factor socioeconómico «global» en el que se reunieron los cuatro indicadores de desarrollo (mortalidad infantil, urbanización, educación y fecundidad) y la tasa de actividad de mujeres¹⁷. No obstante, el Modelo #2 no presenta diferencias sustantivas respecto al anterior: el nuevo factor 1) sigue presentando un sentido contrario al esperado, 2) no tiene la significación necesaria para descartar la hipótesis nula y 3) reduce la bondad del modelo¹⁸.

16. La autocorrelación en los residuos es un fenómeno característico de las series de tiempo. Dado que la base de datos de esta investigación está formada por repetidas observaciones de 24 distritos a lo largo de 22 años (1983-2005), en todos los modelos se presenta el resultado del *test* de Durbin-Watson. Un valor óptimo para el *test*, que oscila en un rango 0-4, debe ubicarse en torno a 2,0; tal como puede observarse en la Tabla III, los modelos ensayados no tienen problemas de autocorrelación en los residuos.

17. Para una explicación más detallada de la construcción del factor, véase el «Apéndice» al final.

18. Teniendo en mente un eventual problema de multicolinealidad entre las variables socioeconómicas, se testearon modelos [no-incluidos] que controlaban sólo una de ellas: los resultados no fueron menos contradictorios que los aquí presentados. Trabajos anteriores (G. ADROGUÉ, 1995; M. JONES, 2004; M. JONES y P. NAVIA, 1999) han tomado sólo un indicador como testigo del nivel de desarrollo entre unidades subnacionales.

TABLA III. PROPORCIÓN DE MUJERES ELECTAS POR DISTRITO, EXPLICADA SEGÚN
FACTORES SOCIOECONÓMICOS Y POLÍTICO-INSTITUCIONALES. CÁMARA DE DIPUTADOS,
1983-2005. *ORDINARY LEAST SQUARES REGRESSION (OLS)*

	Coefficiente de correlación	Modelo #1	Modelo #2	Modelo #3
Factores socioeconómicos				
Índice de Desarrollo	0,207****	-3.446** (1.572)	—	—
Tasa de Actividad	0,330****	0,414* (0,241)	—	—
Factor global	0,248****	—	-1.460 (1.287)	—
Factores político-institucionales				
Cuotas de género	0,564****	10.095**** (3.053)	11.534**** (2.980)	11.509**** (2.801)
Años transcurridos	0,584****	1.255**** (0,291)	1.232**** (0,293)	1.183**** (0,279)
Distrito binominales	-0,110*	-9.821**** (2.480)	-8.864**** (2.445)	-9.026**** (2.254)
Distritos grandes	0,053	13.523**** (3.787)	11.619*** (3.671)	7.257** (2.840)
NEP parlamentario (Ln)	-0,246****	-18.128**** (3.536)	-18.568**** (3.547)	-16.902**** (3.354)
Reelección (%)	-0,043	-0,008 (0,047)	-0,019 (0,047)	—
Constante	—	3.137 (10,042)	19.663 (3.454)	18.518**** (2.937)
R ² ajustado	—	0,427	0,421	0,430
Durbin-Watson	—	1,962	1,952	1,967
N	287	263	263	287

* p<0,1 ** p<0,05 *** p<0,01 **** p<0,001.

Nota: Coeficiente de correlación (Pearson's r), entre variables dependiente e independiente.

Error estándar, entre paréntesis.

Fuentes: Elaboración propia a partir de datos oficiales. Variable dependiente, en Dirección de Información Parlamentaria (HCDN). Magnitud de distritos y NEP, en Ministerio del Interior, información disponible on-line. Reelección, en DIP (HCDN). Componentes del Índice de Desarrollo: Mortalidad infantil, Ministerio de Salud, 2006: 75-76. Urbanización, para 1980 y 1991, INDEC, 1998: 177; y para 2001, INDEC información disponible on-line. Analfabetismo, para 1980, INDEC, 1980: 200-212; y para 1991 y 2001, Ministerio de Educación, Ciencia y Tecnología, información disponible on-line. Fecundidad, para 1980, INDEC, 1980: 457-482; para 2001, elaboración propia a partir de INDEC, información disponible on-line. Tasa de Actividad, para 1980, INDEC, 1980: 343-368; para 1991, INDEC, 1998: 489; para 2001, elaboración propia a partir de INDEC, información disponible on-line.

En el siguiente modelo [Modelo #3] se dejaron caer los factores socioeconómicos (nivel de desarrollo, tasa de actividad para mujeres y factor global); además, también se retiró la variable reelección. Si bien la bonanza de este modelo presenta una muy leve mejoría (+0,003) respecto al primer modelo, los factores institucionales que ya eran significativos lo siguen siendo. Es decir, la evidencia indica que los factores político-institucionales (con la salvedad de la reelección de legisladores) son la clave para explicar la elección de mujeres y, por el contrario, el retiro de los factores socioeconómicos no hace perder poder explicativo al modelo.

En resumen, los modelos político-institucionales puros introducen algunos factores que parecen ser cruciales. Tal como queda en evidencia en el modelo más sólido [Modelo #3], tres factores (las cuotas de género, la magnitud de distrito y la fragmentación del sistema de partidos) explican el 43,0% de la variación, mientras que los factores socioeconómicos no parecen hacer ningún aporte sólido. Si la introducción de las cuotas es el factor más poderoso para explicar el acceso de mujeres a la Cámara, el tiempo transcurrido desde la sanción de la «Ley de Cupos» también ayuda a predecir los resultados. Esto último conduce al análisis de los efectos dinámicos del sistema electoral.

IV.2. Análisis dinámico

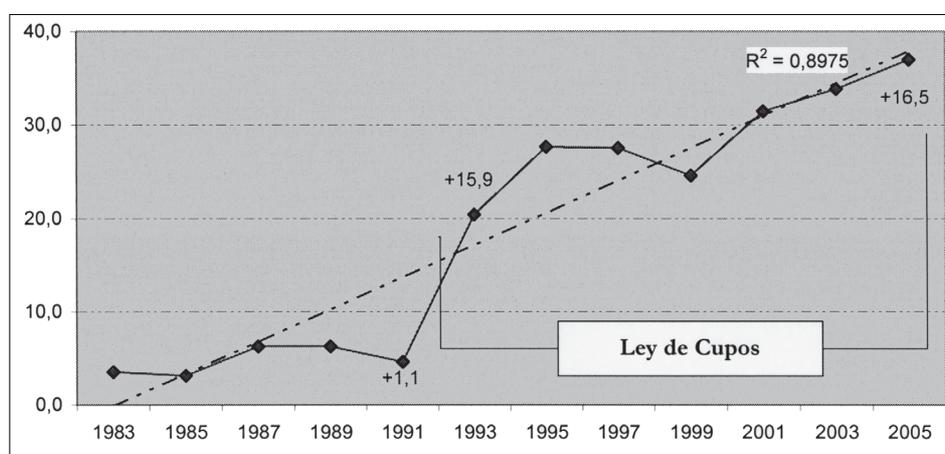
Tomando la totalidad de la Cámara de Diputados como unidad de análisis, la proporción de mujeres diputadas vivió un sensible incremento en la primera elección realizada bajo el régimen de cuotas (ver Gráfico 1), cuadruplicando el promedio del período 1983-1991, lo cual indica que la Ley tuvo un efecto mecánico inmediato. No obstante, en las elecciones posteriores se consolidó una tendencia a la creciente elección de mujeres para las bancas de diputadas, lo cual sugiere que la aplicación de cuotas de género combina efectos de corto plazo con otros de largo alcance; si la elección de 1993 significó un salto de +15,9 puntos porcentuales respecto a la anterior, la última elección significó uno comparable (+16,5) respecto a aquella primera elección bajo el régimen de cuotas.

Ahora bien, a efectos de analizar la evolución del acceso de mujeres diputadas, parece útil dividir el período postransición en tres etapas: I) 1983-1991 (N=119), II) 1993-1999 (N=96), y III) 2001-2005 (N=72). La primera etapa coincide con el período previo a la vigencia de la «Ley de Cupos» a fin de aislar a todas las elecciones ocurridas sin cuotas. Las dos etapas siguientes cubren todo el período postcuotas y se dividen a partir de la «revitalización» que parece producirse en las elecciones legislativas de 2001. Una primera aproximación parece confirmar esta intuición: si bien la etapa II presenta una radical reducción de los distritos con muy baja proporción de mujeres electas (-49,6), esta tendencia se profundizó en la etapa III (Tabla IV).

En esta tercera etapa no sólo se redujo (en términos relativos) el número de los distritos en los cuales el acceso de mujeres fue bajo (-23,3 y -6,3, respectivamente), sino que además se incrementó sustantivamente el número de distritos con una proporción

media (+7,3) o alta de mujeres electas (+22,2). En el ínterin, el único cambio sustantivo fue el reemplazo del viejo decreto reglamentario (n.º 379/93), por el hoy vigente decreto n.º 1246/00 que clarificaba la interpretación de la Ley y simplificaba la tarea de los jueces electorales en las eventuales disputas por el incumplimiento de la cuota al momento de presentar las listas de candidatos¹⁹.

GRÁFICO I. PROPORCIÓN DE MUJERES ELECTAS SOBRE EL TOTAL, SEGÚN AÑO DE ELECCIÓN. CÁMARA DE DIPUTADOS (1983-2005)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos oficiales. Dirección de Información Parlamentaria (HCDN).

TABLA IV. PROPORCIÓN DE MUJERES ELECTAS POR DISTRITO ELECTORAL, SEGÚN AÑO DE ELECCIÓN. CÁMARA DE DIPUTADOS, 1983-2005

Proporción de mujeres electas en el distrito	1983-1991	1993-1999	2001-2005	Total
Uso de cuotas	No	Sí	Sí	
Muy baja (hasta 15,0%)	84,0	34,4	11,1	49,1
Baja (15,1%-25,0%)	6,7	18,8	12,5	12,2
Media (25,1%-35,0%)	7,6	34,4	41,7	25,1
Alta (35,1% y más)	1,7	12,5	34,7	13,6
Total	100,0 (119)	100,0 (96)	100,0 (72)	100,0 (287)

Fuente: Elaboración propia a partir de datos oficiales. Dirección de Información Parlamentaria (HCDN).

19. Estos litigios en un primer momento constituyeron un severo problema de aplicación de «los cupos», pero con el tiempo gestaron una masa de jurisprudencia (A. LÁZZARO, 2003) que avalaba una aplicación de las cuotas coherente con el espíritu de la Ley. El nuevo decreto recogía toda esta jurisprudencia, lo cual reforzó la eficacia de la legislación.

¿Es posible que los determinantes de la elección de mujeres hayan cambiado? Se ha intentado profundizar este análisis ensayando modelos de regresión lineal para cada uno de los tres períodos (Tabla v). El primer hallazgo de los modelos [#4 a 6] ensayados es que los factores socioeconómicos continúan sin tener relevancia: 1) no mejoran la capacidad explicativa de los modelos puramente institucionales, 2) no presentan significación estadística y 3) incluso el nivel de desarrollo presenta el signo invertido. De acuerdo al principio de parsimonia, intentando explicar «lo más con lo menos», el análisis se ha centrado en modelos institucionales puros [Modelos #7 a 9].

TABLA V. PROPORCIÓN DE MUJERES ELECTAS POR DISTRITO, EXPLICADA SEGÚN FACTORES SOCIOECONÓMICOS Y POLÍTICO-INSTITUCIONALES CÁMARA DE DIPUTADOS, 1983-2005. *ORDINARY LEAST SQUARES REGRESSION (OLS)*

	Modelo #4 1983-91	Modelo #5 1993-99	Modelo #6 2001-05	Modelo #7 1983-91	Modelo #8 1993-99	Modelo #9 2001-05
Uso de cuotas	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí
Factores socioeconómicos						
Índice de desarrollo	-2,069 (1,518)	-3,125 (3,090)	-2,755 (6,219)	—	—	—
Tasa de actividad	0,301 (0,236)	0,498 (0,522)	0,241 (0,815)	—	—	—
Factores políticos institucionales						
Distrito binominales	-3,092 (3,210)	-23,391**** (4,402)	-0,300 (4,815)	-2,806 (2,979)	-22,671**** (4,060)	-0,404 (4,416)
Distritos grandes	3,986 (4,353)	11,940* (6,458)	19,153** (7,492)	0,556 (3,473)	9,018* (5,314)	17,105** (6,172)
NEP parlamentario (ln)	2,344 (5,797)	-28,855**** (6,634)	-17,258*** (5,461)	1,770 (5,792)	-30,593**** (6,403)	-17,974**** (5,199)
Constante	-8,470 (10,199)	26,149 (23,318)	33,035 (33,622)	4,018 (4,601)	48,196**** (5,215)	42,884**** (3,913)
R ² ajustado	-0,012	0,301	0,125	-0,014	-0,307	0,147
Durbin-Watson	2,119	1,981	2,020	2,144	1,986	2,033
N	119	96	72	119	96	72

p<0,1 ** p<0,05 *** p<0,01 **** p<0,001

Nota: Error estándar, entre paréntesis.

Fuentes: Véase detalle en Tabla III.

La etapa I se presenta inasible para las explicaciones convencionales, al punto que el R² ajustado cae a valores próximos a cero [Modelo #7]. Tanto la magnitud de distrito como la fragmentación del sistema de partidos no presentan ninguna significación, lo cual contrasta visiblemente con los resultados arrojados por los modelos de las

etapas posteriores. No obstante, el fenómeno no parece por completo inexplicable. En el primer período la cantidad de mujeres que obtuvieron bancas fue prácticamente insignificante: apenas 35 mujeres fueron electas diputadas sobre 765 bancas en disputa (4,6%). En este período la política era aún una arena prácticamente vedada para las mujeres y el acceso de «estas mujeres únicas, gigantes si se quiere»²⁰ (Matland, 1993: 746) resulta difícil de predecir de acuerdo a los factores sistémicos antes indicados. Por el contrario, estas pocas mujeres diputadas se explican por características excepcionales, ya sean personales como poseer particulares dotes de liderazgo, como también por disponer de recursos (políticos, partidarios o económicos) comparables a los de sus pares hombres. Estas «mujeres únicas» constituían «casos anormales» en condiciones de disputar de igual a igual posiciones políticas.

La introducción de las cuotas buscó recrear condiciones de igualdad para las mujeres en su conjunto, de manera que el acceso no dependiera de condiciones excepcionales. La etapa II corresponde a las primeras cuatro elecciones bajo el régimen de cuotas y los factores convencionales aportan una buena explicación de los logros: magnitud y fragmentación explican el 30,7% de la variación [Modelo #8]. La introducción de cuotas obligó a los partidos a incluir mujeres en posiciones expectables de las listas de candidatos, no obstante lo cual los líderes partidarios aún tenían la posibilidad de ejercer un cumplimiento «minimalista» de la cuota. Esta situación es coherente con los resultados de las regresiones, donde los distritos binominales y la fragmentación presentan un sólido (y negativo) impacto sobre la elección de mujeres.

Ahora bien, la etapa III parece presentar un cambio sustantivo respecto a la etapa anterior. Primero, si la magnitud y la fragmentación permitían explicar un tercio de la variación en la etapa II, aquí estos factores permiten explicar notoriamente menos: 14,7% de la variación [Modelo #9]. Segundo, los distritos binominales han perdido toda significación estadística, aunque el sentido de la relación sigue siendo el esperado, lo que indica que las contiendas en estos distritos han dejado de ser un problema grave para las aspiraciones femeninas. Por el contrario, las contiendas en distritos grandes se han transformado en una importante ventana de oportunidades para el acceso de mujeres, lo que se refleja no sólo en una mayor significación estadística, sino también en un coeficiente mayor. Tercero, la fragmentación ha conservado un impacto negativo significativo sobre el acceso de mujeres, lo cual indica que las primeras posiciones en las listas son detentadas por hombres al punto que un reparto de las bancas entre un número amplio de partidos aún perjudica las oportunidades femeninas. La evidencia indica que la posición de las mujeres ha mejorado, pero aún no ha sido alcanzado un escenario de real paridad de género en la arena política.

A efectos de brindar una perspectiva complementaria, se han desarrollado regresiones lineales para cada uno de los años electorales (Tabla VI), en las cuales sólo se han introducido dos variables: magnitud y fragmentación. Tal como era esperable, las regresiones para las cinco elecciones del período precuotas (1983-1991) no arrojan resultados significativos [Modelos no-incluidos]. No obstante, resulta llamativo el contraste

20. La traducción es del autor.

entre las etapas II y III. Primero, mientras que en las elecciones de la primera etapa, tales factores explican entre el 22,5% y el 59,4% de la variación, en el período posterior tales factores explican sensiblemente menos: entre el 6,0% y el 7,4%. Segundo, en las elecciones de la etapa III, nunca es significativa alguna de las medidas de magnitud, lo cual robustece la afirmación anterior sobre el declinante impacto de los distritos binominales para la elección de mujeres. Los resultados de este último conjunto de regresiones [Modelos #10 a 16] parecen fortalecer el análisis de los párrafos anteriores, no obstante lo cual deben ser tomados con precaución en vista a los pocos casos que han compuesto las regresiones (N=24).

TABLA VI. PROPORCIÓN DE MUJERES ELECTAS POR DISTRITO, EXPLICADA SEGÚN FACTORES POLÍTICO-INSTITUCIONALES. CÁMARA DE DIPUTADOS, 1983-2005.
 ORDINARY LEAST SQUARES REGRESSION (OLS)

	II Etapa				III Etapa		
	Modelo #10 1993	Modelo #11 1995	Modelo #12 1997	Modelo #13 1999	Modelo #14 2001	Modelo #15 2003	Modelo #16 2005
Factores políticos-institucionales							
Distritos binominales	-16,878** (6,456)	-17,070 (11,402)	-31,901**** (5,424)	-25,866*** (7,805)	-5,622 (7,533)	1,980 (9,904)	3,627 (7,730)
Distritos grandes	7,626 (9,950)	12,719 (12,723)	-3,883 (7,958)	11,007 (9,712)	21,047 (12,570)	12,711 (5,314)	20,202 (12,270)
NEP parlamentario (ln)	12,495 (14,243)	-40,293*** (12,989)	-23,565** (11,011)	-28,604* (14,823)	-21,364** (10,100)	-14,901 (10,805)	-16,685* (9,224)
Constante	8,217 (11,243)	58,242**** (10,700)	48,235**** (8,837)	45,693*** (12,013)	-44,507**** (7,507)	40,085**** (8,842)	43,312**** (6,194)
R ² ajustado	0,256	0,225	0,594	0,342	0,074	0,060	0,067
N	24	24	24	24	24	24	24

* p<0,1 ** p<0,05 *** p<0,01 **** p<0,001

Nota: Error estándar, entre paréntesis.

Fuentes: Véase detalle en Tabla III.

En este sentido, se pueden sugerir algunas afirmaciones. Quizás la institucionalización de las cuotas ha aumentado la presencia de mujeres en funciones importantes de la vida partidaria, por lo cual se ha modificado su rol y ello ha incentivado a favorecer sus posiciones al momento de conformar las listas de candidatos. De ser esto así, las cuotas habrían fomentado una espiral ascendente y, en consecuencia, habrían satisfecho su objetivo primordial de reducir la «debilidad» de las mujeres como actores políticos. Sin embargo, dado el tipo de evidencia utilizada en este trabajo, no es posible hacer afirmaciones (más que indirectamente) sobre cuestiones relativas a la vida partidaria.

No obstante no contar en este trabajo con datos sólidos sobre el tema, parece útil dejar sugeridas estas ideas como hipótesis necesitadas de un mayor análisis; tal como

se indica más arriba, el contexto partidario ha sido el factor menos estudiado por la literatura sobre representación de mujeres. Es probable que futuras investigaciones requieran de otro tipo de evidencia (como ser la presencia de mujeres en los órganos dirigentes o en instancias de toma de decisión, como así también la importancia de las secciones de mujeres o de corrientes internas dominadas por mujeres) para analizar el efecto de las cuotas sobre las estructuras internas de los partidos y en especial sobre la presencia de mujeres en posiciones de decisión política.

V. DISCUSIÓN TEÓRICA: ALGUNAS IMPLICANCIAS DEL ESTUDIO DE CASO

A lo largo de este trabajo ha sido analizada la evidencia arrojada por el caso argentino posterior a la transición democrática y se ha encontrado sustento parcial para las explicaciones teóricas convencionales sobre el acceso de mujeres a los órganos de representación. Si, por un lado, los factores político-institucionales han presentado sólido sustento, consistente con las afirmaciones convencionales, por el contrario los factores socioeconómicos no han sido útiles para explicar el fenómeno según lo esperado. Si bien anteriores trabajos (Matland, 1998) han sugerido que los factores político-institucionales son sólo relevantes entre países desarrollados, la evidencia hallada sugiere que las reglas son más importantes que los factores socioeconómicos incluso en un país de ingreso medio.

En cuanto a los factores institucionales, la aplicación de cuotas de género ha sido, tal como señala toda la literatura (Matland, 2002; Norris, 2004; Htun, 2002; Htun y Jones, 2002; Peschard, 2002; Jones, 1998, 2000 y 2004; Dahlerup, 1998 y 2003; Alles, 2006), el factor más importante para impulsar el acceso de mujeres a los puestos de representación. El presente trabajo presenta evidencia que sugiere que las cuotas de género han tenido efectos de corto y largo alcance. Por un lado, las cuotas tuvieron un efecto mecánico inmediato: en la primera elección realizada bajo el régimen de cuotas se eligió una cantidad de mujeres que cuadruplicó el promedio del período 1983-1991 [ver Gráfico n.º 1]. Este notable salto hace que la literatura universalmente pondere los efectos de las cuotas. Por otro lado, en este trabajo también fue hallada evidencia de efectos de largo alcance sobre la «estructura de oportunidades electorales» de mujeres: a medida que transcurren las elecciones, la cuota aumenta su eficacia.

Este asunto no ha sido tratado en trabajos anteriores, sino que, por el contrario, en ocasiones (Archenti, 2000 y 2002) se hacía referencia a las cuotas como un mecanismo que operaba, a la vez, como un piso y un techo. Esto no coincide con la evidencia hallada en este trabajo, donde las cuotas presentan un efecto crecientemente significativo. A lo largo de este período, han tenido lugar una serie de procesos relevantes: la lucha política de las organizaciones de mujeres en pos de una implementación «honest» de la Ley, los giros en la jurisprudencia de la justicia electoral, la sanción de un nuevo decreto reglamentario de la Ley, entre otros. Sin embargo, estos cambios paulatinos son inasibles para el análisis estadístico aquí ensayado, por lo cual no es posible separar qué porción de este fenómeno de «profundización» de la cuota se debe a cada uno.

Recurriendo a una estrategia de análisis similar a la usada por Matland (1993), fueron diferenciados tres períodos, de acuerdo al efecto de los factores estudiados. En el primer período se reunieron todas las elecciones precuotas (1983-1991), en el cual la evidencia indica que las mujeres acceden a bancas gracias a su «excepcionalidad» y poco importan los factores sistémicos para explicar su ingreso. Un caso muy representativo de este fenómeno es lo ocurrido en la provincia de Jujuy. Este distrito reúne todos los requisitos que la literatura señalaría como hipotéticamente desfavorables para las oportunidades electorales de las mujeres: se trata de un distrito de escaso desarrollo relativo, con baja magnitud electoral y donde las escasas bancas en juego siempre se han repartido entre varios partidos (el NEPP ha fluctuado entre 1,8 y 3,0, con una media de 2,26). No obstante, en este distrito en numerosas ocasiones han resultado electas mujeres, incluso antes del régimen de cuotas, lo que claramente lo transforma en un valor *outlier* entre nuestros casos. Su «excepcionalidad» está dada por la figura de María Cristina Guzmán, quien, gracias a su posición política en un partido localmente relevante como el Movimiento Popular Jujeño, controlaba grandes recursos políticos y estaba en condiciones de pelear de igual a igual por las plazas en la lista de candidatos. Guzmán parece constituir un buen ejemplo de esas *Giants among Men* de las que hablaba Matland.

Al realizar regresiones segmentadas por etapas, queda claro que factores político-institucionales como la magnitud de distrito o la fragmentación del sistema de partido sólo tienen influencia a partir de la introducción de cuotas de género. Así, en la segunda etapa (1993-1999), el peso de los factores político-institucionales toca su «techo» y sólo dos factores (magnitud y fragmentación) permiten explicar casi un tercio de la variación. El poderoso efecto de estos factores indica que, si bien las cuotas posicionaron a las mujeres como actores relevantes, aun sus oportunidades electorales estaban condicionadas a la presencia de contingentes legislativos suficientemente grandes a fin de que su inclusión no afectara otros intereses al momento de conformar las listas. Esto llama la atención sobre la importancia de los factores políticos: las cuotas de género entregaron una gran cantidad de recursos políticos a las mujeres que querían participar en la arena política y no encontraban espacios suficientes.

A lo largo de la tercera etapa (2001-2005), se consolidó una tendencia a la creciente elección de mujeres para las bancas de diputadas: en la última elección puede observarse un salto de +16,5 puntos porcentuales respecto a aquella primera elección bajo el régimen de cuotas. Sin embargo, los factores sistémicos pierden capacidad explicativa respecto a la etapa anterior. ¿Cómo se entiende esta aparente contradicción? La teoría institucional asume que las élites políticas, en tanto actores racionales, tienen una generalizada actitud contraria a la inclusión de mujeres, no por motivos necesariamente ideológicos o culturales, sino principalmente instrumentales. Al conformar las listas de candidatos, las autoridades partidarias intentan ubicar en las posiciones expectables a figuras con dotes de liderazgo y recursos adecuados para maximizar la obtención de votos y escaños. Si se asume una distribución de recursos desigual entre hombres y mujeres, las primeras plazas serán para los hombres y las oportunidades de las mujeres estarán reducidas a la existencia de contingentes legislativos más numerosos.

Las regresiones segmentadas parecen indicar que las cuotas generan recursos políticos que se consolidan a lo largo del tiempo y, entonces, no parece nada descabellada la expresión de Dahlerup y Freidenvall (2005): las cuotas son un *fast-track* hacia la igualdad de representación de las mujeres. El escaso peso de los factores sistémicos (en un período donde la elección de mujeres presenta una tendencia creciente) indica que el ingreso se explica fundamentalmente por factores no incluidos en el análisis, lo cual conduce la mirada tanto hacia el contexto partidario (reglas y prácticas de selección de candidatos, organización, ideología, fortaleza de los grupos o corrientes de mujeres), como también hacia factores eminentemente individuales (recursos, ambición, entre otros).

Tal como han observado Matland (1993) y Matland y Studlar (1998) en ocasiones anteriores, la estructura de oportunidades electorales de las mujeres sufre cambios a lo largo del tiempo. Las cuotas no sólo han logrado efectos mecánicos, sino que también han modificado completamente el panorama a largo plazo: tras un período de transición las mujeres se encuentran mejor posicionadas para alcanzar cargos electivos. Los hallazgos de este trabajo son muy similares a los alcanzados por aquellos para los casos noruego y canadiense, respectivamente.

Por último, merece una mención el inasible efecto de los factores socioeconómicos que, de acuerdo a los resultados obtenidos a lo largo del presente trabajo, parecen no tener relevancia en el acceso de mujeres a la Cámara de Diputados nacional, a pesar de las afirmaciones hechas en ese sentido por una parte de la literatura (Matland, 1998; Rule, 1981 y 1987, entre otros). Ni el nivel de desarrollo ni tampoco la participación de la mujer en la fuerza laboral parecen factores relevantes para explicar el acceso de mujeres a la Cámara de Diputados nacional, de acuerdo a los modelos de regresión ensayados. En consecuencia, los hallazgos de este trabajo se asemejan a los alcanzados por Kenworthy y Malami (1999) y por Paxton (1997), que tampoco han encontrado evidencia que sustente el impacto de los factores socioeconómicos²¹. Si bien la literatura con frecuencia propone alguna explicación estructural a la presencia de mujeres en el Congreso, la evidencia hallada tanto aquí, como en trabajos anteriores, ha sido muy escasa o, incluso, contradictoria.

Primero, es posible que las diferencias entre los distritos argentinos en su nivel de desarrollo no sean de magnitud suficiente para modificar el impacto de otros factores. A diferencia de otros trabajos que en ocasiones anteriores intentaron probar el impacto del nivel de desarrollo sobre las oportunidades políticas de las mujeres, aquí no se ha recurrido a comparaciones entre casos nacionales, sino que se ha estudiado la elección de mujeres al interior de un solo sistema político y, usualmente, las diferencias interregionales son menores que las diferencias internacionales; por lo general, aquellos trabajos (Matland, 1998; Inglehart y Norris, 2003; Inglehart *et al.*, 2002; Norris e Inglehart, 2000) recurren a amplias muestras que cubren un inmenso abanico de estadios

21. P. PAXTON y S. KUNOVICH (2003) han encontrado evidencia empírica que sustenta un efecto positivo y significativo de la presencia femenina en el mercado laboral sobre el acceso de mujeres al Congreso, pero sólo cuando controlan los «factores ideológicos» (culturales).

del desarrollo entre sus casos²². Otros estudios de caso (por ejemplo Schmidt, 2003, sobre el caso peruano) han hallado una proporción de mujeres legisladoras desproporcionada respecto al nivel de desarrollo, pero también han chocado contra el límite inevitable de estudios no-comparados.

Segundo, cabe considerar que las diferencias de resultados se deban a los factores seleccionados como indicadores del nivel de desarrollo. Sin embargo, a estas objeciones se pueden brindar respuestas desde dos ámbitos. En cuanto a su relevancia teórica, parece haber un amplio consenso que bajas tasas de urbanización o, por el contrario, altas tasas de analfabetismo, mortalidad infantil o fecundidad son testigos de bajos niveles de desarrollo relativo. Es cierto que otros indicadores pueden ser eventualmente incorporados al índice de desarrollo elaborado (por ejemplo, población ocupada en servicios, consumo de energía por habitante, ingreso por habitante, necesidades básicas insatisfechas o Índice de Desarrollo Humano por distrito, entre otros), pero el alto nivel de correlación entre los indicadores incluidos sugiere que otros nuevos no aportarían cambios sustantivos. En lo metodológico, ya otros trabajos han usado factores comparables para construir variables que describan el nivel de desarrollo, ya sea a través de índices (Gervasoni, 2004 y 2005), como también tomando sólo un indicador como testigo (Adrogué, 1995; Jones, 2004; Jones y Navia, 1999). Es decir, el instrumento utilizado para la medición del nivel de desarrollo no parece ser, en principio, problemático.

La evidencia aquí presentada parece modelar sustantivamente el argumento de Matland (1998), quien sugiere la existencia de un umbral de desarrollo por debajo del cual los factores convencionalmente estudiados son insignificantes: en rigor, por debajo de cierto umbral no existen fuerzas sociales organizadas que impulsen la representación de mujeres y, por tal motivo, no existen actores que aprovechen las oportunidades planteadas por el diseño político institucional. En el caso estudiado, en principio ubicado por debajo de tal umbral, la introducción de políticas de acción afirmativa (tales las cuotas de género) a principios de la década pasada reformuló los términos de la contienda electoral nacional, en beneficio del ingreso de mujeres en la Cámara de Diputados nacional. No sólo las cuotas de género impulsaron el ingreso de mujeres, sino que en términos analíticos, volvieron significativos a otros factores político-institucionales que no lo eran en el período precuota, tales como la magnitud de los distritos y la fragmentación del sistema de partidos. Recurriendo al argumento de Matland (1998), en el caso estudiado, el éxito de la acción afirmativa radicó en lograr «desde arriba» un efectivo impulso de las mujeres en la arena política y permitir que ellas aprovecharan las oportunidades presentes; aquello que Matland esperaba fuera logrado gracias a factores socioeconómicos, en el caso argentino fue alcanzado por medio de factores institucionales.

22. No obstante, la literatura tampoco es uniforme en estos casos. Los mencionados trabajos de L. KENWORTHY y M. MALAMI (1999) y P. PAXTON (1997) también han trabajado sobre amplias muestras de casos nacionales (*cross-national comparisons*) y los resultados han sido negativos.

VI. CONCLUSIONES

Este trabajo ha brindado evidencia que verifica los cambios que, a lo largo de un período de dos décadas, ha sufrido la estructura de oportunidades electorales de las mujeres. Estos hallazgos no significan que finalmente el uso de cuotas haya recreado condiciones de igualdad, lo cual queda en evidencia por el severo efecto de la fragmentación del sistema de partidos aún en el último período, sin embargo todo parece indicar que la situación de desigualdad es actualmente menos pronunciada.

Los hallazgos hechos en este trabajo cuestionan a quienes sostienen, desde un punto de vista normativo antes que empírico, que las cuotas son «privilegios» que atentan contra el principio de igualdad ante la ley. En ocasiones se argumenta que las cuotas privilegian el género sobre la idoneidad; si esto fuera así, el efecto de las cuotas hubiera sido sólo mecánico, con un abrupto salto al inicio, sin mayores efectos en el largo plazo. Nuestros hallazgos, en cambio, muestran una realidad completamente diferente. Las cuotas no son un acto discriminatorio (contra los hombres) sino que constituyen, por el contrario, un sólido y eficaz ejemplo de acción afirmativa, capaz de corregir un punto de partida desigual y compensar los efectos de barreras estructurales que enfrentan las mujeres en la arena política.

VII. APÉNDICE

VII.1. *Índice de Desarrollo*

El nivel de «modernización social» ha sido operacionalizado a través de un «Índice de Desarrollo» formado por cuatro indicadores: mortalidad infantil, urbanización, educación, y fecundidad. Se ha optado por indicadores que pudieran ser comparables a través de un largo período de tiempo y de los cuales se dispusiera de registros comparables para todos los distritos. Tales indicadores se definen de la siguiente manera:

Urbanización: porcentaje de población urbana sobre el total en cada distrito electoral, a partir de información censal.

Mortalidad infantil: número de muertes de menores de un año cada mil niños nacidos vivos registrados en la población del área geográfica dada durante el mismo año (Ministerio de Salud, 2006: 114), según las estadísticas vitales de la cartera nacional de Salud²³.

Analfabetismo: proporción de la población total que a la pregunta sobre si sabe leer y escribir, responde que «no»²⁴.

23. Para la provincia de Catamarca en 1985, se interpolaron los datos más cercanos (1983/86).

24. La dimensión «Educación» permitía recurrir a múltiples formas de operacionalización, las cuales destacan realidades sociales contrapuestas. Si la extensión de la educación superior es una característica distintiva de altos niveles de desarrollo, la extensión del analfabetismo es un sensible indicador de los bajos niveles de desarrollo relativo.

Fecundidad: número de hijos nacidos vivos por cada cien mujeres de 14 años y más, a partir de información censal²⁵.

Tres de los indicadores tienen base censal: urbanización, analfabetismo y fecundidad. Dado que se cuenta con sólo tres censos (1980, 1991 y 2001) para el período en estudio, se tomaron algunas decisiones operativas: 1) para los años intermedios se interpolaron linealmente los valores censales disponibles y 2) para los años posteriores al último censo (léase, 2003 y 2005), ya que no se puede conocer la tendencia, se tomó como referencia el último valor censal. La misma operación fue realizada en trabajos anteriores (Jones, 2004, entre otros).

Estos indicadores han presentado un alto nivel de correlación, tal como puede observarse en la Tabla AI:

TABLA AI. COEFICIENTES DE CORRELACIÓN DE PEARSON. CINCO INDICADORES SELECCIONADOS, PARA LAS 24 PROVINCIAS ARGENTINAS, EN AÑOS ELECTORALES (1983-2005)

	Mortalidad infantil	Urbanización	Analfabetismo	Fecundidad	Tasa de Actividad
Mortalidad infantil	1	-0,638****	0,752****	0,585****	-0,724****
	(287)	(287)	(287)	(287)	(287)
Urbanización		1	-0,802****	-0,828****	0,630****
		(287)	(287)	(287)	(287)
Analfabetismo			1	0,784****	-0,652****
			(287)	(287)	(287)
Fecundidad				1	-0,430****
				(287)	(287)
Tasa de Actividad					1
					(287)

**** La correlación es significativa al nivel 0,001 (bilateral).

Nota: Entre paréntesis, número de casos (N).

Fuentes: Elaboración propia a partir de datos oficiales. Mortalidad infantil, Ministerio de Salud, 2006: 75-76. Urbanización, para 1980 y 1991, INDEC, 1998: 177; y para 2001, INDEC información disponible *on-line*. Analfabetismo, para 1980, INDEC, 1980: 200-212; y para 1991 y 2001, Ministerio de Educación, Ciencia y Tecnología, información disponible *on-line*. Fecundidad, para 1980, INDEC, 1980: 457-482; para 2001, elaboración propia a partir de INDEC, información disponible *on-line*. Tasa de Actividad, para 1980, INDEC, 1980: 343-368; para 1991, INDEC, 1998: 489; para 2001, elaboración propia a partir de INDEC, información disponible *on-line*.

25. Tal como en los indicadores de urbanización y analfabetismo, se proyectaron linealmente los valores intercensales, aunque en este caso la proyección no contó con información para el censo intermedio (1991). A pesar de esta ausencia de datos, el indicador de fecundidad conserva correlaciones muy sólidas y significativas con los restantes indicadores de modernización.

Ese alto nivel de correlación entre los indicadores seleccionados plantea un problema al introducirlos en los modelos de regresión. Por ese motivo, mediante análisis factorial (vía rotación Varimax) se elaboró un «Índice de Desarrollo» a partir de tales cuatro indicadores²⁶. Este índice: 1) pondera el peso relativo de cada uno de los indicadores y 2) permite manipular una sola variable representativa del nivel de desarrollo relativo de cada distrito. Para simplificar la lectura de los resultados, ha sido invertido el signo del factor resultante²⁷ y, en consecuencia, el índice debe leerse en forma directa: a mayor valor del índice, mayor nivel de desarrollo relativo.

TABLA AII. ANÁLISIS FACTORIAL (ROTACIÓN VARIMAX): VARIANZA TOTAL EXPLICADA

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	3,201	80,017	80,017	3,201	80,017	80,017
2	0,463	11,564	91,581			
3	0,171	4,279	95,860			
4	0,166	4,140	100,000			

Método de extracción: Análisis de componentes principales.

Fuentes: Elaboración propia a partir de datos oficiales. Véase Tabla AI.

El análisis factorial confirma la presencia de sólo un factor significativo, que registra el 80% de la varianza de los indicadores (Tabla AII); el segundo componente apenas explica el 11% de la varianza. El indicador con asociación más fuerte con el factor es «Analfabetismo», con un coeficiente de correlación de 0,935, mientras que el indicador con asociación más débil es «Mortalidad infantil», con un coeficiente de correlación de 0,832 (Tabla AIII).

26. En otros trabajos han sido elaborados índices similares para las provincias argentinas, ya sea para medir la competitividad de los sistemas políticos subnacionales (*sub-national contestation index*, C. GERVASONI, 2004) o el nivel de modernización social (*modernization index*, C. GERVASONI, 2005). Estos trabajos fueron tomados como modelos para la elaboración del «Índice de Desarrollo» aquí presentado.

27. Dado que tres indicadores (sobre cuatro) están inversamente correlacionados con el nivel de desarrollo, el factor resultante conservaba tal relación inversa. Esto hacía más dificultosa la lectura de las regresiones.

TABLA AIII. ANÁLISIS FACTORIAL (ROTACIÓN VARIMAX): MATRIZ DE COMPONENTES

Indicadores	Coefficiente de correlación
Mortalidad infantil	0,832
Urbanización	-0,917
Analfabetismo	0,935
Fecundidad	0,899

Método de extracción: Análisis de componentes principales.

Fuentes: Elaboración propia a partir de datos oficiales. Véase Tabla AI.

VII.2. Factor socioeconómico

La tasa de actividad de las mujeres no había sido incluida en la construcción del mencionado Índice de Desarrollo por razones teóricas: la participación activa de mujeres en el mercado laboral podía ser, *per se*, un factor explicativo de la mayor elección de mujeres, por lo cual se optó someterlo a prueba en forma individual. Sin embargo, a fin de verificar eventuales problemas de multicolinealidad entre los factores socioeconómicos, se elaboró mediante análisis factorial (vía rotación Varimax) un segundo factor que reúne a cinco indicadores: 1) los cuatro que componen el Índice de Desarrollo; y 2) tasa de actividad femenina. Tal como en el caso anterior, para simplificar la lectura de los resultados, ha sido invertido el signo del factor resultante.

TABLA AIV. ANÁLISIS FACTORIAL (ROTACIÓN VARIMAX): VARIANZA TOTAL EXPLICADA

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	3,741	74,813	74,813	3,741	74,813	74,813
2	0,671	13,426	88,239			
3	0,297	5,942	94,181			
4	0,168	3,369	97,550			
5	0,123	2,450	100,000			

Método de extracción: Análisis de componentes principales.

Fuentes: Elaboración propia a partir de datos oficiales. Véase Tabla AI.

El análisis factorial confirma la presencia de sólo un factor significativo, que registra el 75% de la varianza de los indicadores (Tabla AIV); el segundo componente apenas explica el 13% de la varianza. El indicador con asociación más fuerte con el factor es «Analfabetismo», con un coeficiente de correlación de 0,928, mientras que el indicador con asociación más débil es «Tasa de Actividad», con un coeficiente de correlación de -0,786 (Tabla AV).

TABLA AV. ANÁLISIS FACTORIAL (ROTACIÓN VARIMAX): MATRIZ DE COMPONENTES

Indicadores	Coefficiente de correlación
Mortalidad infantil	0,853
Urbanización	-0,906
Analfabetismo	0,928
Fecundidad	0,844
Tasa de Actividad	-0,786

Método de extracción: Análisis de componentes principales.

Fuentes: Elaboración propia a partir de datos oficiales. Véase Tabla AI.

VIII. BIBLIOGRAFÍA

- ADROGUÉ, Gerardo. El nuevo sistema partidario argentino. En ACUÑA, Carlos. *La nueva matriz política argentina*. Buenos Aires: Nueva Visión, 1995.
- ALLES, Santiago. Efectos del Sistema Electoral sobre la Representación de Mujeres. Argumentos y Evidencia a partir del caso argentino (1983-2005). En *I Jornadas de Ciencia Política, Universidad del Salvador*. Buenos Aires, 13-14 de octubre de 2006.
- ARCHENTI, Nélica. Representación, ley de cuotas y sistemas electorales. *PostData. Revista de Reflexión y Análisis Político*, 2000, n.º 6: 171-194.
- ARCHENTI, Nélica. Los caminos de la inclusión política: Acciones afirmativas de género. En VÁZQUEZ, S. *Hombres públicos, Mujeres públicas*. Buenos Aires: Fundación Ebert-Fundación Karakachoff, 2002.
- ARCHENTI, Nélica. Género y Ciudadanía: La representación como articulación social y política. En *VI Congreso Nacional de Ciencia Política, SAAP* (Rosario, 5-8 de noviembre de 2003), 2003.
- ARCHENTI, Nélica y TULA, María Inés. Aportes al debate sobre sistemas electorales y cuotas de género en América Latina. El caso del voto preferencial en Argentina. En *VII Congreso Nacional de Ciencia Política, SAAP* (Córdoba, 15-18 de noviembre de 2005).
- BAREIRO, Lina; LÓPEZ, Óscar; SOTO Clyde y SOTO, Lilian. *Sistemas electorales y representación femenina en América Latina*. Santiago: CEPAL, 2004.
- COX, Gary. *La coordinación estratégica de los sistemas electorales del mundo. Hacer que los votos cuenten*. Barcelona: Gedisa Editorial, 2004.

- DAHLERUP, Drude. El uso de cuotas para incrementar la representación política de la mujer. En MÉNDEZ MONTALVO, Myriam y BALLINGTON, Julie (comps.). *Mujeres en el Parlamento. Más allá de los números*. Estocolmo: IDEA Internacional, 2002.
- DAHLERUP, Drude. Estudios comparativos sobre las cuotas de género. En *La aplicación de las cuotas: experiencias latinoamericanas. Resumen del Taller*. IDEA Internacional, 2004.
- DAHLERUP, Drude y FREIDENVALL, Lenita. Quotas as «Fast Track» to Equal Representation for Women. *International Feminist Journal of Politics*, 2005, n.º 7 (1): 26-48.
- DARCY, Robert; WELCH, Susan y CLARK, Janet. Women Candidates in Single and Multi-Member Districts: American States Legislative Races. *Social Science Quarterly*, 1985, n.º 66, December: 933-944.
- DARCY, Robert; WELCH, Susan y CLARK, Janet. *Women, Election and Representation*. New York: Longman, 1987.
- DUVERGER, Maurice. *The Political Role of Woman*. Paris: UNESCO, 1955.
- FORSYTHE, Nancy; KORZENIEWICZ, Roberto y DURRANT, Valerie. Gender inequalities and economic growth: A longitudinal evaluation. *Economic Development and Cultural Change*, 2000, 48 (3): 573-617.
- GERVASONI, Carlos. *Explaining differences in democratic contestation at the sub-national level: preliminary hypotheses and evidence from the Argentine provinces*. Department of Political Science, University of Notre Dame. Mimeo, 2004.
- GERVASONI, Carlos. Poliarquía a nivel subnacional. Aspectos conceptuales y normativos en el contexto de las democracias federales. *Colección*, 2005, n.º 16: 83-122.
- GRAY, Tricia. Electoral Gender Quotas: Lessons from Argentina and Chile. *Bulletin of Latin American Research*, 2003, 22 (1): 52-78.
- HTUN, Mala. Mujeres y poder político en América Latina. En MÉNDEZ MONTALVO, Myriam y BALLINGTON, Julie (comps.). *Mujeres en el Parlamento. Más allá de los números*. Estocolmo: IDEA Internacional, 2002.
- HTUN, Mala y MARK, Jones. Engendering the Right to Participate in Decision-making: Electoral Quotas and Women's Leadership in Latin America. En CRASKE, Nikki y MOLYNEUX Maxine. *Gender and the Politics of Rights and Democracy in Latin America*. New York: Palgrave, 2002.
- INGLEHART, Ronald y NORRIS, Pippa. *Rising Tide. Gender Equality and Cultural Change Around the World*. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.
- INGLEHART, Ronald; NORRIS, Pippa y WELZEL, Christian. Gender Equality and Democracy. *Comparative Sociology*, 2002, n.º 1 (3-4): 321-345.
- JIMÉNEZ POLANCO, Jacqueline. La Representación Política de las Mujeres en América Latina. *América Latina Hoy*, 1999, n.º 22: 69-92.
- JIMÉNEZ POLANCO, Jacqueline. La Representación Política de las Mujeres en América Latina. Disponible en *Nacional Democratic Institute*: <http://www.ndipartidos.org/>. [Última consulta: 18/04/2006], 2000.
- JONES, Mark. Cupos de Género, Leyes Electorales, y Elección de Legisladoras en las Américas. *Revista Argentina de Ciencia Política*, 1997, 1: 57-72.
- JONES, Mark. Gender Quotas, Electoral Laws, and the Election of Women. Lessons From the Argentine Provinces. *Comparative Political Studies*, 1998, 31 (1): 3-21.
- JONES, Mark. El sistema de cuotas y la elección de las mujeres en América Latina: el papel fundamental del sistema electoral. En SAAVEDRA RUIZ, Paloma. *La democracia paritaria en la construcción europea*. Madrid: CELEM, 2000.

- JONES, Mark. Quota legislation and the election of women: learning from the Costa Rican experience. *Journal of Politics*, 2004, 66 (4): 1203-1223.
- JONES, Mark y NAVIA, Patricio. Assessing the Effectiveness of Gender Quotas in Open-List Proportional Representation Electoral Systems. *Social Science Quarterly*, 1999, 80 (2), June: 341-355.
- KENWORTHY, Lane y MALAMI, Melissa. Gender Inequality in Political Representation: A Worldwide Comparative Analysis. *Social Forces*, 1999, 78 (1): 235-269.
- KING, Gary; KEOHANE, Robert y VERBA, Sidney. *Designing Social Inquiry. Scientific Inference in Qualitative Research*. New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- KING, James. Single-Member Districts and the Representation of Women in American State Legislatures: the Effects of Electoral System Change. *State Politics and Policy Quarterly*, 2002, 2 (2): 161-175.
- LAAKSO, Markku y TAAGEPERA, Rein. «Effective» number of parties: a measure with application to West Europe. *Comparative Political Studies*, 1979, 12 (1): 3-27.
- LÁZZARO, Alejandra. La ley n.º 24.012 de cupo femenino: ¿avance legislativo o judicial? En *VI Congreso Nacional de Ciencia Política*. Rosario, 5-8 de noviembre de 2003.
- LEVÍN, Silvia. La Ciudadanía de la mujer en Argentina en el siglo XXI: las tensiones de un modelo cívico. En *VI Congreso Nacional de Ciencia Política*. En Rosario, 5-8 de noviembre de 2003.
- LINDBERG, Staffan. Women's Empowerment and Democratization: The Effects of Electoral Systems, Participation, and Experience in Africa. *Studies in Comparative International Development*, 2004, 39 (1): 28-53.
- LUBERTINO, María José. Pioneras en las cuotas: la experiencia argentina y su futuro. En *La aplicación de las cuotas: experiencias latinoamericanas. Resumen del Taller*. International IDEA, 2004.
- MACKAY, Fiona. Gender and Political Representation in the UH: the state of the «discipline». *British Journal of Politics & International Relations*, 2004, 6: 99-120.
- MARX, Jutta; BORNER, Jutta y CAMINOTTI, Mariana. *Las Legisladoras. Cupos de género y política en Argentina y Brasil*. Buenos Aires: Siglo XXI - ITDT - UNDP, 2007.
- MATLAND, Richard. Institutional Variables Affecting Female Representation in National Legislatures: The Case of Norway. *Journal of Politics*, 1993, 55 (3): 737-755.
- MATLAND, Richard. Estrategias para ampliar la participación femenina en el Parlamento. El proceso de selección de candidatos legislativos y los sistemas electorales. En MÉNDEZ MONTALVO, Myriam y BALLINGTON, Julie (comps.). *Mujeres en el Parlamento. Más allá de los números*. Estocolmo: IDEA Internacional, 2002.
- MATLAND, Richard y STUDLAR, Donley. The Contagion of Women Candidates in Single-Member District and Proportional Representation Electoral Systems: Canada and Norway. *Journal of Politics*, 1996, 58 (3): 707-733.
- MATLAND, Richard. Women's representation in national legislatures: Developed and developing countries. *Legislative Studies Quarterly*, 1998, 23 (1): 109-125.
- MATLAND, Richard y STUDLAR, Donley. Gender and Electoral Opportunity Structure in the Canadian Provinces. *Political Research Quarterly*, 1998, 51 (1): 117-140.
- MATLAND, Richard y TAYLOR, Michelle. Electoral system effects on women's representation. Theoretical arguments and evidence from Costa Rica. *Comparative Political Studies*, 1997, 30 (2): 186-210.
- MOLINA, José Enrique. Los sistemas electorales de América Latina. *Cuadernos de CAPEL*, 2000, n.º 46.

- MOSER, Robert. The effects of electoral systems on women's representation in post-communist states. *Electoral Studies*, 2001, 20: 353-369.
- NOHLEN, Dieter. *Sistemas electorales y partidos políticos*. México: Fondo de Cultura Económica, 1994.
- NORRIS, Pippa. Women in European Legislative Elites. *West European Politics*, 1985, 8 (4): 90-101.
- NORRIS, Pippa. Conclusions: comparing legislative recruitment. En LOVENDUSKI, Joni y NORRIS, Pippa. *Gender and Party Politics*. London: Sage Publications, 1993.
- NORRIS, Pippa. *Electoral Engineering. Voting rules and political behavior*. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.
- NORRIS, Pippa e INGLEHART Ronald. Cultural barriers to Women's Leadership: a worldwide comparison. En *International Political Science Association World Congress*. Quebec City, August 2000.
- NORRIS, Pippa e INGLEHART Ronald. Cultural obstacles to equal representation. *Journal of Democracy*, 2001, 12 (3): 126-140.
- PAXTON, Pamela. Women in National Legislatures: A Cross-National Analysis. *Social Science Research*, 1997, 26 (4): 442-464.
- PAXTON, Pamela y KUNOVICH Sheri. Women's Political Representation: The Importance of Ideology. *Social Forces*, 2003, 82 (1): 87-113.
- PESCHARD, Jacqueline. El sistema de cuotas en América Latina. Panorama general. En MÉNDEZ MONTALVO, Myriam y BALLINGTON, Julie (comps.). *Mujeres en el Parlamento. Más allá de los números*. Estocolmo: IDEA Internacional, 2002.
- PISCOPO, Jennifer. Engineering Quotas in Latin America. *CILAS Working Paper n.º 23*. Center for Iberian and Latin American Studies: University of California, San Diego, 2006.
- PNUD. *Argentina después de la crisis: un tiempo de oportunidades. Informe de Desarrollo Humano 2005*. Buenos Aires: Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo, 2005.
- REYNOLDS, Andrew. Women in the Legislatures and Executives of the World: Knocking at the Highest Glass Ceiling. *World Politics*, 1999, 51 (4): 547-572.
- RICHARDSON, Lilliard (Jr.) y COOPER, Christopher. Descriptive Representation in Multi-Member District Legislatures, 1975-2002. *Midwest Political Science Association*. Chicago, IL, April 2003.
- RULE, Wilma. Why women don't run: the crucial contextual factors in women's legislative recruitment. *Western Political Quarterly*, 1981, 30: 60-77.
- RULE, Wilma. Electoral systems, contextual factors and women's opportunity for election to parliament in twenty-three democracies. *Western Political Quarterly*, 1987, 40: 477-498.
- SCHMIDT, Gregory. La implementación de las cuotas de género en el Perú: reformas legales, discursos e impactos. En *La aplicación de las cuotas: experiencias latinoamericanas. Resumen del Taller*. International IDEA, 2004.
- SCHMIDT, Gregory y SAUNDERS, Kyle. Effective quotas, relative party magnitude, and the success of female candidates. Peruvian municipal elections in comparative perspective. *Comparative Political Studies*, 2004, 37 (6): 704-734.
- SCHWINDT-BAYER, Leslie. The incumbency disadvantage and women's election to legislative office. *Electoral Studies*, 2005, 24: 227-244.
- TULA, María Inés. La Ley de Cupo en la Argentina: la participación de las mujeres en los órganos representativos de gobierno. En VÁZQUEZ, Silvia (comps.), *Hombres públicos, Mujeres públicas*. Buenos Aires: Fundación Ebert - Fundación Karakachoff, 2002.
- TULA, María Inés. La ley de cupos en la Argentina. Un balance. En *VI Congreso Nacional de Ciencia Política*. En Rosario, 5-8 de noviembre de 2003.

WELCH, Susan y STUDLAR, Donley. Multi-member districts and the representation of women: evidence from Britain and the United States. *Journal of Politics*, 1990, 52 (2): 391-412.

OTRAS FUENTES OFICIALES

Dirección de Información Parlamentaria: «Honorable Cámara de Diputados de la Nación. Composición desde 1983». DIP, Honorable Congreso de la Nación.

Dirección Nacional de Información y Evaluación de la Calidad Educativa, Ministerio de Educación, Ciencia y Tecnología. Disponible en <http://www.me.gov.ar/>.

Dirección Nacional Electoral, Ministerio del Interior. Disponible en <http://www.mininterior.gov.ar/>.

Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, Ministerio de Economía y Producción. Disponible en <http://www.indec.mecon.ar/>.

INFOLEG (Información Legislativa), Centro de Documentación e Información, Ministerio de Economía y Producción. Disponible en <http://infoleg.mecon.gov.ar/>.

INDEC. *Censo Nacional de Población y Vivienda 1980. Total del país, por provincia, departamento y localidad*. Serie D: 'Población'. Buenos Aires: Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, 1980.

INDEC. *Situación y evolución social. Síntesis n.º 4*, tomo I. Buenos Aires: Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, Ministerio de Economía y Obras y Servicios Públicos, 1998.

MINISTERIO DE SALUD. *Estadísticas vitales. Información básica. Anuario 2005*. Buenos Aires: Dirección de Estadísticas e Información de Salud, Ministerio de Salud de la Nación. Disponible en <http://www.deis.gov.ar/>. 2006.

MATERIAL LEGISLATIVO

«Ley de Cupos», y decretos reglamentarios: Ley n.º 24.012, sancionada el 6 de noviembre de 1991, y promulgada el 29 de noviembre de 1991 (BO 3/12/91); Decretos n.º 379/93, n.º 1246/00 y n.º 451/05.